

股利所得税削减对权益资产价格的影响

——以财税[2005]102 为背景的事件研究

曾亚敏(上海大学悉尼工商学院 上海 201800)

张俊生(厦门大学管理学院 福建 361005)

摘 要:2005 年 6 月 13 日中国财政部和国家税务总局联合颁布了财税[2005]102 号文件,要求对个人投资者从上市公司取得的股息红利所得暂减按 50% 计入个人应纳税所得额。这为研究股利所得税对股票价格影响这个财务学经典问题提供了一个很好的“实验环境”。本文以此为背景的事件研究表明,股利所得税削减的消息宣告后,股票的累计超常收益率与股利支付水平正相关。这意味着,股利所得税变动对权益资产价格的影响在中国符合股利税的传统观。

关键词:股利所得税 资产定价 事件研究

一、问题的提出及研究方法选择缘由

股东作为现代企业权益资金的提供者主要通过两种方式获取收益:从公司获得现金股利或者从资本市场赚取资本利得。在大多数国家,股东获得股利都要缴纳一笔所得税,并且往往股利所得税要高于资本利得税。这种通行的制度激发出一个财务学乃至经济学都关注的问题:股利所得税是否会对以股票为主的权益价格产生影响?对这一问题的研究,理论上大致可分为三种观点:税收惩罚观、税收资本化观以及股利税无关论。所谓的“税收惩罚观”,亦被称作“传统观”,该观点认为,由于股利所得税一般要高于资本利得税,因此股利支付率高的公司,投资者要求回报率也要相应的高;第二,以 Auerbach(1979)和 Bradford(1981)为代表的“税收资本化观”则认为,由于公司的价值最终是由应纳税的股利决定的,因此股利税对权益价格不会产生影响。值得注意的是,税收惩罚观和税收资本化观都以股利的边际税率高于资本利得的边际税率为前提条件。而这正是股利税无关论(Miller, 1977)与上述两种观点差异的核心所在。股利税无关论认为,现实中股利的边际税率实际上等于资本利得的边际税率,且二者均逼近于零,因此,股利税并不会对权益价值产生影响。

在有关股利税与权益价值之间关系的经验性研究上同样存在三大类方法:第一种,检验风险调整后的税前收益与股息率之间的关系。其核心思想是:如果对边际投资者而言,股利有效税率高于资本利得的有效税率,那么权益的税前收益应当与股息率正相关,以此来补偿股利的高税率。但是应用这种方法得出的结果却存在很大差异,例如,Black 和 Scholes (1974) 和 Miller 和 Scholes (1982) 认为:股利与资本利得之间的税差不会影响权益的税前收益,然而

Litzenberger 和 Ramaswamy(1979,1980)则发现相反的证据。而且,这种方法最不利之处在于较难剔除股利变化的信息传递效应。而在财务学文献中如 Aharony 和 Swary(1980), Woolridge(1980),陈晓、陈小悦和倪凡(1998),陈浪南和姚正春(2000)等均证实,由于股利所具有的信息传递效应,股利增加或下降会伴随正或负的超常收益率。

第二种,除息日股价行为法。在无税的情况下,除息日股价下跌的幅度应当等于股利额,否则投资者可以通过套利而获利。如果对边际投资者而言,股利的有效税率高于资本利得的有效税率,则除息日股价下跌的幅度应该小于股利额。以 Campbell 和 Beranek(1955)和 Elton 和 Gruber(1970)为代表的研究的确发现,除息日股价下跌的幅度小于股利额。但是这种方法存在一个致命性缺陷,即对除息日股价下跌幅度小于股利额这种现象的替代性解释有多种,很难区分出是否由税收因素造成。例如,以 Kalay(1982),Miller 和 Scholes(1982)为代表的短期交易理论以及新近提出的微观结构理论(Bali 和 Hite,1998;Frank 和 Jagannathan,1998)都是强有力的竞争者。就连 Elton 和 Gruber 自己也不得不承认,“微结构理论是最难应付的对手”(Elton,Gruber 和 Blake,2003,p.1)。

第三种方法,事件研究法。这种方法与前两种横截面性质的方法截然不同,它巧妙地利用现实中出现的税率变化来进行一个“天然试验”,如果股利税的确影响权益价值,那么当税法调整股利税与资本利得税之间的差距时,股价就会相应的变化。事件研究法的最大好处是能使结果尽量纯净,可以剔除股利信息传递效应等因素对权益价格的影响。因此,财务学家对世界各国历史上股利所得税税率发生的变动都视为宝贵的实验机会。例如,仅在美国,针对里根总统任期的《1986 年税收改革法案》(Bolster 和 Janjigian,1991),克林顿总统任期的《1993 年税收调节法案》(Ayers 等,2002)与《1997 年纳税人减负法案》(Lang 和 Shackelford,2000)以及布什总统任期的《2003 年就业与增长税收减负调节法案》(Auerbach 和 Hassett,2005)都有大量的相应研究。

2005 年 6 月 13 日,中国财政部和国家税务总局颁布财税[2005]102 号,规定对个人投资者从上市公司取得的股息红利所得,暂减按 50%计入个人应纳税所得额,这一规定同样适用于证券投资基金。该项法规意味着中国证券市场投资者适用的股利所得税出现了巨幅的下降,这为研究股利税对股票价格影响这个财务学经典问题提供了一个很好的来自中国的“实验环境”。而且,更为有价值的是:这次财税[2005]102 号只是单纯的降低股利税,而国外的同类研究使用的税法变化往往掺杂着其他税率的变化。例如,《美国 1986 年税收法案》对股利税、资本利得税、公司所得税以及个人所得税做了全面的调整,以此法案作为研究事件就远不如财税[2005]102 号来的更纯净。因此,本文使用中国证券市场的数据,以财税[2005]102 号背景,应用事件研究法来研究股利所得税对权益资产价格的影响。本文为权益资产定价中股利所得税的作用这个经典问题提供了来自中国的数据。本文余下的结构如下:第二部分本文的研究设计与变量度量;第三部分是实证结果与讨论;最后是本文的结论与建议。

二、研究设计与变量度量

(一)中国证券市场股利所得税制度概述及财税[2005]102 号出台背景

根据中国个人所得税法的有关条款,个人因持有中国的债券、股票、股权而从中国境内公司、企业或其他经济组织取得的利息、股息、红利所得,需按 20%的比例缴纳个人所得税。而

依据会计核算原则,企业法人投资股票的红利所得直接冲减投资成本(短期投资),无须交纳红利所得税,因此机构投资者不属于红利所得税的纳税主体,原则上无须缴纳个人所得税。对于证券投资基金而言,有这样一条规定:对基金取得的股票的股息、红利收入,债券的利息收入、储蓄存款利息收入,由上市公司、发行债券的企业和银行在向基金支付上述收入时代扣代缴 20 % 的个人所得税;对投资者(包括个人和机构投资者)从基金分配中取得的收入,暂不征收个人所得税和企业所得税。由此我们不难看出,作为机构投资者的基金,实际上在取得上市公司分红时,也要被扣除 20 % 的所得税。此外,B 股和 H 股的持有人可享受免缴红利所得税优惠。

中国证券市场自 1999 年 5 月 19 日的 1109 点启动,仅仅用了两年的时间于 2001 年 6 月 14 日攀升至 2245 点,增幅 100 %。但是,由于投资者保护机制实质性缺乏等原因,此后股票市场就步入了漫长的下降调整。更是于 2005 年 6 月 6 日 11 点 03 分,上证综指跌破 1000 点。在股市不断下跌的过程中,部分中国学者和媒介就认为,政府应当使用税收政策支持已经羸弱的股市。例如,在 2004 年 2 月 12 日的《证券时报》中就多位学者要求政府降低证券印花税与红利所得税。2005 年 1 月 24 日,中国股票市场果然将证券交易税从 0.2 % 降到 0.1 %,但是由于这是 97 年以来的第三次证券交易税削减,其效果并不理想。因此,就在 6 月 6 日上证综指跌破 1000 点后的一周,即 2005 年 6 月 13 日,中国财政部和国家税务总局于财税[2005] 102 号对个人投资者从上市公司取得的股息红利所得,暂减按 50 % 计入个人应纳税所得额,依照现行税法规定计征个人所得税。因此,此时股利所得税的削减更大的成分是政府托市的一种举措。

(二) 研究假设

从西方同类研究获取的证据来看,股利所得税政策发生变化后,公司的价值大多发生显著性变化,对那些高股息率的公司更是如此。这总体上支持了传统观,即税收惩罚观。如果传统观也更能准确描绘中国证券市场的股利税是如何影响股价的,那么当财税[2005] 102 号文件的颁布使得股息所得税减半,那么股利支付越多的公司的股票应该反应越正面,因为同样的股利发放需要缴纳的税收降低。因此,本文有如下研究假设:

假设:财税[2005]102 宣告时,股利支付越多的公司的股票反应越积极,且累计超常收益率与股利支付水平正相关。

这个假设在国外的类似研究中都出现过(如 Ayers 等,2002),他们在度量股利支付水平高低的时候大多采用股息率这个概念。即每股股利/每股价格。但是,我们认为这种方法会受到如下困扰:第一,股息率度量方法的多样性。在迄今的财务学文献中,关于股息率的度量主要包括三种方式:Black 和 Scholes(1974)法,Blume(1980)和 Keim(1985,1986)法以及 Litzenberg 和 Ramaswamy(1979,1980)法;第二,股息率受到股票价格的影响很大,如果股票价格下降很大而股利额不变的话股息率同样会上升,这在股票价格不稳定的时间,使得股息率波动较大。为此,本文在继续使用股息率反映股利支付水平的基础上,再使用每股股利和股利支付与否哑变量作为补充。

(三) 变量度量

事件研究最为重要的是对超常收益率的度量,而时间窗口的选择、正常收益率的测度都是度量超常收益的关键变量。本文将 6 月 13 日以及前后各两个交易日即(-2, +2)当作时间窗口,这样较短的窗口可以较纯净地反映事件信息。每一支股票的正常收益率都按照如下市场模型来估计:估计期为(-250, -10):

$$R_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \times R_{mt} + \varepsilon_{it} \quad t = -250, \dots, -10 \quad (1)$$

其中, α_0 和 α_1 为模型估计系数, R_{mt} 是股票 i 所在市场的指数在第 t 日的收益率, 超常收益率 AR_{it} 和累计超常收益率 CAR_{it} 分别按照如下公式计算:

$$AR_{it} = R_{it} - (\alpha_0 + \alpha_1 \times R_{mt}) \quad (2)$$

$$CAR_{it} = \sum_{t=-250}^{-10} AR_{it} \quad (3)$$

本文另外一个重要变量就是股利支付水平。我们认为在本文研究中股利支付水平应该反映的是预期股利, 这是研究中股利问题时很重要的一个概念。在已有文献的研究中对预期股利的度量大多采用如下几种方式: 第一, 时间序列回归预测法, 这需要公司上市的时间足够长, 足以能够使回归结果稳定才行, 但是由于我国股票市场建立的时间尚不久, 因此这种方法在我国适用性可能不佳; 第二, 期望股利为 0, 这种方法主要考虑了我国上市公司普遍不发放股利的现实情况而采用的, 如杨熠和沈艺峰(2004), 但是在本文研究中如果使用这种方法明显会降低研究的可信性。因此, 我们提出另外一种方法。由于我国上市公司股利发放具有明显的不稳定的特点, 因此, 投资者很难从往年的分红情况来预测今年的股利, 而他们更多的是关心今年能否分红这一层面的话题。这意味着, 分红预案给出的分红预期是今年最为可靠的预期股利, 而且在 2005 年 6 月 13 日之前大多数上市公司都公布了分红预案, 但还没有实施分红, 因此将分红预案中的股利作为预期股利将更具有可信性。为此, 本文将 2005 年分红预案中的股利当作股利支付水平。

表 1 分红预案描述性统计

	数目	占比	最高	最低	均值	标准差
现金股利	102	26.62 %	0.65	0.01	0.118	0.114
送股	7	1.81 %	0.3	0.05	0.150	0.087
转增	9	2.33 %	0.6	0.1	0.333	0.166
无分红计划公司	282	72.8 %	—	—	—	—
分红预案总样本	387	100 %	—	—	—	—

注: 在有分红计划的公司中, 有 1 家公司同时送股、转增和派息(000046, 光彩建设), 5 家送股并派息(000090, 深天健; 000416 健特生物; 000581 威孚高科; 000617 石油济柴; 000637, 茂化实华;), 6 家转增并派息(000002 深万科 000022 深赤湾 000421 南京中北 000527 美的电器 000717 韶钢松山 000725 京东方)

根据研究设计, 本文过 Wind 咨询数据库中深圳交易所的 A 股上市公司进行了统计, 在 2005 年 6 月 13 日财税[2005] 102 号颁布之前, 在深圳证券交易所 A 股市场上市的公司中共有 387 家公布了分红预案。这些分红预案包括四种类型: 现金股利、送股、转增以及无分红计划。其中发放现金股利的共有 102 家公司占样本总数的 1/4 多, 其中最高的每股分配股利 0.65 元, 而最低的仅分配 1 分钱。对这 387 家分红预案的详细描述性统计见表 1。在本文研究中, 为了使结果更为稳健, 股利支付水平用三组变量表示: 第一, 哑变量 DIVDUM, 如果支付股利 $DIVDUM = 1$, 否则为零; 第二, 每股股利 DPS; 第三, 股息率 DY, 等于分红预案中的每股股利除以 6 月 8 日的收盘价。之所以除以 6 月 8 日的收盘价是因为, 6 月 11 - 12 日是周末没有交易, $t - 2$ 和 $t - 1$ 日为 9 - 10 日, 在时间窗口的前一日就是 6 月 8 日。

三、实证结果与讨论

(一) 税改宣告时窗的超常收益率与累计超常收益率

在接下来的研究中,我们首先观察时间窗口(-2,+2)这5天内不同股利支付水平组的累计超常收益率的走势。我们把样本分为两组:零股利支付组和有股利支付组。这两组在2005年6月13日财税[2005]102号颁布时窗内的价格走势如表2所示。综合来看,在财税[2005]102号颁布的时窗内,这两组公司组的累计超常收益率都呈现出倒V字形的形态。在整个时间窗口内不支付股利的公司的累计超常收益率不显著异于零,而支付股利的股票却都获得较大的负值超常收益。

表2 不同组别在股利税收政策变化宣告时窗内的超常与累计超常收益率

	无股利组		有股利组	
	AR	CAR	AR	CAR
-2	0.689*** (4.411)	0.689*** (4.411)	-0.399 (-1.510)	-0.399 (-1.510)
-1	0.397*** (2.693)	1.086*** (5.433)	0.323 (1.417)	-0.075 (-0.208)
0	0.970*** (7.903)	2.057*** (9.556)	0.276 (1.339)	0.200 (0.455)
1	-1.152*** (-7.433)	0.905*** (3.862)	-0.606*** (-2.964)	-0.405 (-0.837)
2	-1.257*** (-8.934)	-0.3525 (-1.298)	-0.638*** (-3.425)	-1.403* (-1.930)

注:括号中为显著性检验t值,*表示在10%水平显著,**表示在5%水平显著,***表示在1%水平显著

这样的结果很最耐人寻味,为何会在股利税下降的情况下,支付股利的公司的股票的累计超常收益率为显著负值?本文认为这种现象的出现可能与财税[2005]102号颁布的时间有关。在2005年6月13日,中国证券市场正处在2000年以来的最低潮期,上海证券交易所的上证指数于前不久跌破1000点。中国中央政府也通过各种方法支持股票市场。股利所得税在此时实施削减一个很重要的目的可能就是扭转股市下跌的势头。作为一种对投资者的利好,在正式颁布前投资者对政策的预期促使股价上涨,这可从倒V字形的前半部分反映出来。但是,在市场环境很弱的情况下,如果政府推出的优惠政策与投资者的预期存在着较大的差异的话,就会使政策在实际面上与理论存在着反向的可能。这就是为什么股利税作为一种利好宣告后股价反而出现普遍下降的潜在原因。事实上,我们对宣告后的两组股价再做进一步分析可以看出,无支付股利组在(+1,+2)这两日内CAR=-2.41%,而同期支付股利的公司虽然下降但CAR仅为-1.244%。这说明,在股利所得税削减宣告之时,市场更倾向于认可支付股利的公司。

(二) 相关分析

以上分析只能看出不同组别在时窗内的走势,而不能分析股利支付量与超常收益率之间

的相关关系。为此,我们对(-2,+2)时窗内的DIVDUM、DPS、DY分别与超常收益率以及累计超常收益率作 Pearson 相关分析。

表 3 相关分析结果

	- 2	- 1	0	1	2
AR-DIVIDUM	- 0.184 *** (0.000)	- 0.014 (0.791)	- 0.150 *** (0.004)	0.100 (0.054)	0.124 ** (0.016)
CAR-DIVIDUM	- 0.184 *** (0.000)	- 0.151 *** (0.003)	- 0.213 *** (0.000)	- 0.139 ** (0.007)	- 0.065 (0.213)
AR-DPS	- 0.151 *** (0.003)	- 0.041 (0.431)	- 0.116 ** (0.024)	0.131 ** (0.011)	0.119 ** (0.022)
CAR-DPS	- 0.151 *** (0.003)	- 0.145 *** (0.005)	- 0.189 *** (0.000)	- 0.099 * (0.055)	- 0.032 (0.535)
AR-DY	- 0.127 (0.014)	- 0.041 (0.429)	- 0.084 (0.105)	0.109 * (0.034)	0.084 (0.107)
CAR-DY	- 0.127 (0.014)	- 0.126 ** (0.014)	- 0.156 *** (0.002)	- 0.081 (0.117)	- 0.033 (0.871)

注:括号中为显著性检验 p 值,*表示在 10 %水平显著,**表示在 5 %水平显著,***表示在 1 %水平显著

股利支付水平无论用 DIVDUM、DPS、DY 中的哪一种来表示,在(-2,0)这三天内都和超常收益率 AR 呈现出负相关的关系。而在税改宣告后,两者都呈现出正相关关系,且大多在统计上也显著。这意味着股利支付率越高的公司在税改宣告后的超常收益率相对越高。但是,累计超常收益率大多与股利支付水平负相关。至于出现这种情况的可能原因,我们已经在前面有过陈述。不过这里值得注意的另外一点是,相关分析只是度量两个变量之间的相关性。如果要研究一个因素对另一个因素的影响就必须控制住其他变量的作用,这通常会用到多元回归分析。

(二) 回归分析

由于股票的收益率受到诸多因素的影响,因此在本文研究股利税削减宣告期内股利与累计超常收益率关系之时,为了使结果更加稳健必须加入控制变量。这主要通过如下多元回归方程来实现:

$$CAR_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DIV_i + \alpha_2 X_{ki} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

在此本文强调,多元回归中我们用的超常累计收益率是 $CAR(0,+2)$,即用宣告后三天的累积超常收益率。之所以这样做是因为:从前表 2 的分析中可看出,在宣告前后股票价格行为发生很大变化,而宣告后的应当更为反映股利税削减带来的影响。当然,为了能更全面准确地分析,我们将在后面的稳健性检验中再次对以 $CAR(-2,+2)$ 等作为因变量进行回归。DIV 是股利发放表示量,如前所述有三种表示方式,第一,1,0 哑变量法,有支付股利的用 1,否则用 0,第二,连续时间变量法,分别用每股股利 DPS 以及股息率 DY 表示。 X_{ki} 表示各个控制变量。

与 Lang 和 Shackelford(2002)以及 Aters 等(2002)的研究相类似,本文加入公司盈利能力(用 ROA 总资产收益率)、负债率(L EV 总负债/ 总资产)、风险(B/M 账面价值/ 市场价值)以及规模(SIZE,本文用公司总资产规模的自然对数表示)来控制。此外,由于财税[2005] 102 号所规定的税改只适用于个人投资者和证券投资基金,而这两类投资者是流通股股东的主要构成者,因此本文将流通股比例加入控制变量,并用 LISH 表示。对各控制变量的描述性统计见表 4。表 4 将样本按照股利发放情况分为全样本、无股利样本与有股利样本三类。

表 4 控制变量的描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	最大值	中值
流通股比例(LISH)					
全样本	39.15 %	12.60 %	5.62 %	73.02 %	37.96 %
无股利样本	38.93 %	12.21 %	5.62 %	72.43 %	38.05 %
发股利样本	39.72 %	13.63 %	8.42 %	73.02 %	37.83 %
资产收益率(ROA)					
全样本	0.39 %	2.95 %	- 25.71 %	13.34 %	0.50 %
无股利样本	- 0.25 %	2.95 %	- 25.71 %	9.72 %	0.31 %
发股利样本	2.06 %	2.20 %	- 4.18 %	13.34 %	1.58 %
负债率(L EV)					
全样本	62.83 %	53.14 %	1.03 %	732.87 %	59.08 %
无股利样本	65.95 %	60.99 %	1.03 %	732.87 %	59.27 %
发股利样本	54.37 %	17.58 %	8.72 %	86.10 %	58.35 %
账面值/ 市值(B/M)					
全样本	0.903	0.715	0.060	5.491	0.665
无股利样本	0.890	0.649	0.060	5.491	0.664
发股利样本	0.937	0.873	0.214	5.277	0.680
规模(SIZE)					
全样本	21.075	0.983	18.283	26.073	20.978
无股利样本	20.842	0.917	18.283	26.073	20.799
发股利样本	21.708	0.873	19.264	24.182	21.733

表 5 是对加入控制变量后的多元回归结果的汇总。在回归中,我们首先单变量回归,可以看出股利无论是用 DIVDUM,DPS,DY 中的哪一种来表示,对以 CAR(0,+2)作为因变量进行的回归都呈现出正向关系,而且 DPS 的估计系数在 10 %水平显著。这意味着股利税削减的消息宣告后,股票价格的反应与股利的支付水平存在正相关的关系。高股利的公司获得的累积超常收益率高,这支持股利税的传统观点。这样的结果在加入控制变量后仍然存在,而且无论是在经济意义上(反应在估计系数的大小),还是在统计意义上(反应在显著性检验的 t 值

上)都出现的增加。

各个控制变量中负债率和企业规模的估计系数在统计上显著,而且系数的大小也较为稳定。从结果来看,负债率高的公司的股票在股利税削减宣告时获得的超常收益要高一些。对这一现象的出现,我们认为可能是来自如下原因:负债在财务学中除了具有融资的功能外,作为一种强制性契约负债亦可当作一种治理机制(Grossman 和 Hart,1982;Jensen,1986)。当股利税下调的时候,公司更有动力去多发股利,较高的负债可以潜在地约束大股东滥发现金股利而侵占流通股股东利益的行为。此外,规模小的公司的累计超常收益率也要显著的高,这可能是小规模效应的体现。

表 5 加入控制变量后的多元回归结果

	股利为哑变量 DIVDUM		股利为连续变量			
			每股股利 DPS		股息率 DY	
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
截距	- 1.428 *** (- 6.486)	6.878 (1.134)	- 1.449 *** (- 7.184)	9.561 * (1.661)	- 1.404 *** (- 6.735)	6.745 (1.106)
DIV	0.446 (1.055)	0.819 (1.588)	4.318 * (1.834)	7.468 *** (2.590)	16.733 (1.075)	28.202 (1.483)
LISH		2.247 (1.367)		2.295 (1.423)		2.128 (1.289)
ROA		9.071 (1.173)		6.508 (0.840)		8.567 (1.093)
LEV		0.953 ** (2.472)		0.902 ** (2.360)		0.937 ** (2.426)
B/ M	- 0.306 (- 0.901)		- 0.473 (- 1.383)		- 0.325 (- 0.947)	
SIZE	- 0.458 * (- 1.652)		- 0.578 ** (- 2.200)	- 0.445 * (- 1.618)		
调整 R ²	0.000	0.018	0.009	0.030	0.003	0.017

注:回归的因变量为 CAR(0,+2);括号中为显著性检验 t 值,*表示在 10%水平显著,**表示在 5%水平显著,***表示在 1%水平显著

(四) 稳健性检验

事件研究的一个缺点是,结果对变量度量方法有较强的敏感性。例如,CAR 度量窗口的长短不同,得出的结果可能大相径庭。虽然,我们通过前文的分析认为在本文回归研究中用 CAR(0,+2),即股利税削减后的累积超常收益率作为因变量可能更为合适。但是为了使结果更稳健具有说服力,本文对不同的 CAR 度量均作了回归,结果如表 6 所示。

表 6 稳健性检验结果中的股利支付水平的估计系数

	股利为哑变量		股利为连续变量			
	DIVDUM		每股股利		股息率	
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
CAR (- 2, 0)	- 1.856 *** (- 4.195)	- 1.691 *** (- 3.101)	- 8.770 *** (- 3.506)	- 7.006 ** (- 2.238)	- 48.812 *** (- 3.047)	- 33.955 * (- 1.674)
CAR (- 2, + 1)	- 1.310 ** (- 2.708)	- 1.407 ** (- 2.364)	- 4.365 (- 1.596)	- 3.021 (- 0.884)	- 27.370 (- 1.569)	- 21.072 (- 0.954)
CAR (- 2, + 2)	- 0.750 (- 1.350)	- 0.073 (- 0.108)	- 1.932 (- 0.621)	4.214 (1.099)	- 28.474 (- 1.393)	1.518 (0.060)
CAR (- 1, + 0)	- 0.769 ** (- 2.313)	- 0.814 ** (- 1.987)	- 3.597 * (- 1.924)	- 3.748 (- 1.602)	- 21.801 * (- 1.827)	- 20.520 (- 1.356)
CAR (- 1, + 1)	- 0.223 (- 0.533)	- 0.530 (- 1.036)	0.808 (0.344)	0.237 (0.081)	- 0.358 (- 0.024)	- 7.637 (- 0.404)
CAR (- 1, + 2)	0.397 (0.830)	0.049 (0.084)	3.591 (1.336)	2.639 (0.789)	14.561 (0.849)	- 0.910 (- 0.042)
CAR (0, + 1)	- 0.149 (- 0.427)	- 0.468 (- 1.108)	1.108 (0.566)	0.953 (0.395)	7.531 (0.604)	1.390 (0.089)
CAR (+ 1, + 2)	1.166 *** (3.031)	0.863 * (1.913)	7.188 *** (3.339)	6.387 ** (2.492)	36.362 *** (2.632)	19.610 (1.176)

注:括号中为显著性检验 t 值,*表示在 10 %水平显著,**表示在 5 %水平显著,***表示在 1 %水平显著

由于篇幅的限制,这张表只列出了多元回归中股利支付水平的估计系数和显著性。从结果来看,按照宣告前后来划分明显分为两种情况,在宣告前 CAR(- 2,0)与股利支付水平都显著负相关,而这一段从图 1 种可看出是 CAR 为正且不断增加的阶段,这样的结果意味着,在股利税宣告前的两日,股利分红预案中分红越少的公司的正向反应越强烈。我们认为,这是因为分红越少(或者说不分红)的公司在弱势的情况下,股东既无红利收入更无资本利得,因此对政策救市性政策的预期的反应就愈强烈,这在具体救市政策内容上不知晓时更是如此。具体政策出台后(即股利所得税削减),这对那些不发股利的公司而言并不会产生实质性影响,因此股利越少的公司在(+ 1,+ 2)段的 CAR 越低,这可以反映在 CAR(+ 1,+ 2)的回归结果中。因此,本文认为在财税[2005]102 号文件宣布股利税削减消息公布后的 CAR 更为较为纯净地反映市场的反应,因此表 5 的回归结果具有代表性。从中可得出结论:股利税削减影响股票价格,结果整体支持股利税惩罚观。

四、结 论

迄今有关股利所得税的经济作用的论述主要分为三种观点:税收惩罚观(传统观),税收资本化观以及税收无关观(Poterba 和 Summers,1985)。理论争执背后的实质性目的是如何进行税收改革。由于股利所得税是在公司所得税后对投资者的二次征收,因此,自 20 世纪 70 年

代以来就一直有倡议对公司所得税和股利所得税进行整合或者废除股利所得税。股利所得税的传统观为税收整合或者削减股利所得税提供了理论依据,而税收资本化规则对是否需要实施股利所得税改革提出谨慎观点(Zodrow,1991)。因此,股利所得税的研究现在主要是一个经验性研究问题。

股利所得税对权益资产价格到底有没有影响?这是股利所得税经济作用研究的核心问题之一。半个世纪以来,学术界对此问题的研究共提出了三种经验研究方法。但是,目前针对中国市场的研究鲜有出现。2005年6月13日,在中国证券市场屡创新低之际,中国财政部和国家税务总局颁布财税[2005]102号,规定对个人投资者从上市公司取得的股息红利所得,暂减按50%计入个人应纳税所得额,这一规定同样适用于证券投资基金。该项法规意味着中国证券市场投资者适用的股利税出现了巨幅的下降,这为研究股利税对股票价格影响这个财务学经典问题提供了一个很好的来自中国的“实验环境”。而且,更为有价值的是:这次财税[2005]102号只是单纯的降低股利税,可以进一步保证事件研究结果尽可能的纯净。

为此,本文以深圳证券交易所的A股为样本,以财税[2005]102号背景,应用事件研究法来研究股利所得税对权益资产价格的影响。这为股利所得税与权益资产价格关系这个经典性问题提供了来自中国的数据。我们发现了几个值得关注的现象:首先,在股利税削减的宣告时窗内,累计超常收益率都呈现出倒V字形的形态,而且对那些分红预案中不发股利的公司而言,财税[2005]102号政策宣告前的累计超常收益率显著为正。我们认为,这是因为分红越少(或者说不分红)的公司在弱势的情况下,股东既无红利收入更无资本利得,因此对政策救市性政策的预期的反应就愈强烈,这在具体救市政策内容上不知晓时更是如此;其次,当股利税削减的消息宣告后,股利支付水平无论用哑变量、每股股利还是股息率中的哪一种来表示都与累计超常收益率正相关,这在加入控制变量后依然存在。这意味着股利所得税变动对权益资产价格的影响在中国符合股利税的传统观,即由于股利税一般要高于资本利得税,因此股利支付率高的公司,投资者对其要求回报率也要相应的高。

参考文献:

- (1)陈晓、陈小悦、倪凡:《我国上市公司首次股利信号传递效应的实证研究》[J],《经济科学》1998年第5期。
- (2)杨熠、沈艺峰:《现金股利:传递盈余信号还是起监督治理作用》[J],《中国会计评论》2004年第2期。
- (3)Aharony, J., Swary, I., 1980. Quarterly Dividend and Earnings Announcements and Stockholders' Returns: An Empirical Analysis. *Journal of Finance* 35, 1-12.
- (4)Ayers, B., Cloyd, C., Robinson, J., 2002. The Effect of Shareholder - Level Dividend Taxes on Stock Prices: Evidence from the Revenue Reconciliation Act of 1993. *Accounting Review* 77, 933-947.
- (5)Auerbach, A.J., 1979. Share Valuation and Corporate Equity Policy. *Journal of Public Economics* 11, 291-305.
- (6)Auerbach, A.J., Hassett, K., 2005. The 2003 Dividend Tax Cuts and the Value of the Firm: An Event Study. UC Berkeley Working Paper.
- (7)Bali, R., Hite, G., 1998. Ex - Dividend Day Stock Price Behavior: Discreteness or Tax - Induced Clienteles? *Journal of Financial Economics* 47, 127-159.
- (8)Black, F., Scholes, M., 1974. The Effects of Dividend Yield and Dividend Policy on Common Stock Prices and Returns. *Journal of Financial Economics* 1, 1-22.
- (9)Blume, M. E., 1980. Stock Returns and Dividend Yields: Some More Evidence. *Review of Economics and*

Statistics 62 , 567-577.

- (10)Bolster , P. ,Janjigian , V. , 1991. Dividend Policy and Valuation Effects of the Tax Reform Act of 1986. *National Tax Journal* 44 , 511-518.
- (11)Bradford , D. E. , 1981. The Incidence and Allocation Effects of a Tax on Corporate Distribution. *Journal of Public Economics* 15 , 1-22.
- (12)Elton , E. , Gruber , M. , 1970. Marginal Stockholder Tax Rates and the Clientele Effect. *Review of Economics and Statistics* 52 , 68-74.
- (13)Frank , M. , Jagannathan , R. , 1998. Why Do Stock Prices Drop by Less Than the Value of the Dividend ? Evidence from a Country without Taxes. *Journal of Financial Economics* 47 , 161-188.
- (14)Grossman , J. , Hart , O. , 1982. Corporate Financial Structure and Managerial Incentives , *The Economics of Information and Uncertainty*. Chicago : University of Chicago Press , 107-140.
- (15)Jensen , C. , 1986. Agency Costs of Free Cash Flow , Corporate Finance , and Takeovers , *American Economics Review* 76 , 323-329.
- (16)Kalay , A. , 1982. The Ex - Dividend Day Behavior of Stock Prices: A Reexamination of the Clientele Effect. *Journal of Finance* 37 , 1059-1070.
- (17)Keim , D.B. , 1985. Dividend Yields and Stock Returns: Implication of Abnormal January Returns. *Journal of Financial Economics* 14 , 473-489.
- (18)Keim , D.B. , 1986. Dividend Yields and the January Effects. *Journal of Portfolio Management* 12 , 54-60
- (19)Lang , M. , Shacklford , D. A. , 2000. Capitalization of Capital Gains Taxes: Evidence from Stock Price Reactions to the 1997 Rate Reductions. *Journal of Public Economics* 76 , 69-85.
- (20)Litzenberger , R. , Ramaswamy , K. , 1979. The Effect of Personal Taxes and Dividends on Capital Asset Prices: Theory and Market Equilibrium. *Journal of Financial Economics* 7 , 163-195.
- (21)Litzenberger , R. , Ramaswamy , K. , 1980. Dividends , Short Selling Restrictions , Tax - Induced Investor Clienteles and Market Equilibrium. *Journal of Finance* 35 , 469-482.
- (22)Miller , M. , 1977. Debt and Taxes. *Journal of Finance* 32 , 261-275.
- (23)Miller , M. , Scholes , M. , 1978. Dividends and Taxes. *Journal of Financial Economics* 6 , 333-364.
- (24)Poterba , J. , Summers , L. , 1985. The Economic Effects of Dividend Taxation. Recent Advances in Corporate Finance , Edward Altman and Marti Subrahmanyam , ed.
- (25)Zodrow , G. , 1991. On the " Traditional " and " New " Views of Dividend Taxation. *National Tax Journal* 44 , 497-509.

(Y)